

地方环境政策创新的扩散模式与实施效果

——基于河长制政策扩散的微观实证

王班班, 莫琼辉, 钱浩祺

[摘要] 地方环境政策创新可以为丰富国家环境政策工具箱提供重要的实验与案例。然而,在经济发展和环境治理的双重压力下,一项创新的地方环境政策可能在不同地区产生差异化的政策效果。因此,为促进地方环境政策创新的有效扩散与推广,需对以下三个方面的问题进行实证评估:环境政策效果的可复制性、不同政策扩散模式下的政策效果特征、不同扩散模式下的规制对象差异。为此,本文利用河长制政策在长三角地区的扩散对上述三个问题进行实证评估,并采用中国工业企业环境统计数据库和中国工业企业数据库的微观数据,设计双重差分模型进行效应识别。研究结果发现:①在政策扩散过程中,河长制的污染治理效果在由上级政府主导推广的“向上扩散”地区得到了成功复制,但在地方政府主动模仿的“平行扩散”地区并不明显。②河长制在“向上扩散”地区和“自发首创”地区类似,主要通过降低企业产出而非增强废水处理能力来实现减排效果;但在“平行扩散”地区既不会降低企业产出,也不能产生减排效应。③河长制在“平行扩散”地区对不同规制对象的异质性效果更明显,显著降低了大企业的水污染排放,对排放规模大的行业规制略松,并能增加其产出从而补偿一部分政策带来的经济损失。

[关键词] 地方环境治理; 政策扩散; 河长制; 中国工业企业环境统计数据库

[中图分类号]F403 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)08-0099-19

一、问题提出

为加快生态文明体制改革,党的十九大报告特别指出要“实行最严格的生态环境保护制度”“加强对生态文明建设的总体设计和组织领导”,并“构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系”。党的十九届四中全会进一步指出,要“严明生态环境保护责任制度。建立生态文明建设目标评价考核制度,强化环境保护、自然资源管控、节能减排等约束性指标管理,严格落实企业主体责任和政府监管责任。”可见,建立并完善多层次的环境治理体系、明确各方环境保护责任是建设生态文明、促进绿色发展的制度保障。政府在环境治理体系中占据主导地位,应明确各级政府的环境保护职能,在加强中央顶层设计的同时,增强地方政府环境治理的能力和动力。这

[收稿日期] 2019-11-01

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”(批准号18ZDA050)。

[作者简介] 王班班,华中科技大学经济学院副教授,经济学博士;莫琼辉,华中科技大学经济学院硕士研究生;钱浩祺,复旦大学全球公共政策研究院、复旦-LSE全球公共政策研究中心副研究员,经济学博士。通讯作者:王班班,电子邮箱:wangbanban@hust.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

有助于深入贯彻落实生态文明重要思想,因地制宜地有效实施各项生态环境政策。

地方政府在中国多级环境治理体系中一直扮演着重要的角色。除了负责落实中央或上级政府的环境目标、执行国家重点环境政策及政策试点外,地方政府还可能出于当地环境治理的迫切需求,结合实情进行适当的环境政策创新。地方对环境政策的探索可以充当国家的政策实验室。成功的政策创新案例可以被其他地区学习和模仿,更可以丰富中央政府的环境政策工具箱(Oates, 1999)。地方环境政策创新的扩散和推广是政策可复制性的检验过程,是政策设计与执行在更高级政府和更广范围内的调整过程。然而,在经济发展和环境治理的双重压力下,一项创新的地方环境政策可能在不同地区产生差异化的政策效果。因此,为促进地方环境政策创新的有效推广,需对以下三个方面的问题进行实证评估:①环境政策的有效性能否被复制?②不同政策扩散模式下的政策效果有何特征?③不同扩散模式下政策的规制对象有何差异?对地方环境政策创新在不同扩散模式下的影响效应研究有助于回答上述问题,同时更深入地理解环境政策在不同地区的差异化效果。

与本文主题相关的三类理论文献并未直接回答地方环境政策扩散中的上述三个问题。第一类文献以公共经济学视角,从中央与地方和地方政府之间互动关系的角度(van't Veld and Shogren, 2012),分析地方政府的环境规制策略及其对污染治理和经济活动的影响,包括环境规制力度的逐底竞争(Markusen et al., 1995)、向上竞争(张华, 2016; 张可等, 2016)和以邻为壑等行为(Cai et al., 2016; Chen et al., 2018)。尽管此类文献对地方政府环境规制的行为特征和可能原因进行了实证研究,但并不涉及地方政策扩散的效应问题。不限于环境治理领域,第二类公共政策领域的文献重点关注地方政策扩散的模式、动机和影响因素(Shipan and Volden, 2012; 吴怡频和陆简, 2018; 李智超, 2019),但对于扩散过程中的政策复制效果、政府执行意愿,特别是政策的经济影响等问题没有进行实证评估。并且由于案例的稀缺,此类文献很少将环境政策作为研究案例和研究对象。第三类文献是环境政策试点的经济效应评估,例如,分析中国二氧化硫交易试点、两控区政策、碳交易试点等对节能减排、技术创新、经济增长等问题的影响(涂正革和湛仁俊, 2015; 齐绍洲等, 2018; 盛丹和张国峰, 2019)。尽管部分研究考察了试点政策演进的时变效果,但该类文献同样没有考虑试点政策在更大空间范围内推广的政策效应问题。

河长制的政策演进为评估地方环境政策创新在不同扩散模式下的政策效应提供了独特案例。该政策源于无锡市的政策创新。2007年,该市为治理太湖水质恶化的问题而率先在全国实行河长制,任命各级党政主要负责人为每条河流的污染治理责任人,其辖区河道水质的考核得分将成为干部选拔任用的重要依据。这一政策创新随后被上级政府采纳。2008年起,江苏省在太湖流域全面推行河长制,并由省政府领导亲自挂帅。随后,政策被江苏省内其他城市及江苏省外其他地区相继模仿。2016年底,中央出台《关于全面推行河长制的意见》^①,标志着河长制政策正式被中央采纳。2017年新修订的《中华人民共和国水污染防治法》规定,在省、市、县、乡建立河长制,分级分段组织领导本行政区域内的水污染防治工作。截至2018年7月,中国31个省份已全面建立河长制。

河长制的政策演进同时体现了地方环境政策创新扩散的两种典型模式。一种是被上级政府采纳并推广的“向上扩散”(Bottom-up)模式,一种是在未受到上级政府要求的情况下由其他地方政府主动模仿的“平行扩散”(Laboratory)模式(王书明和蔡萌萌, 2011; Millimet, 2013)。两种扩散模式的差异可以支持本文提出的三个问题的研究:①通过评估河长制扩散过程中的政策效应,可以检验地方环境政策创新是否在其他地区被有效复制;②通过考察两种扩散模式下河长制政策效应的特征,可以分析不同扩散模式下地方政府政策执行效果的差异;③通过检验河长制政策对不同类型经济

^① 该政策文件于2016年12月11日由中共中央办公厅、国务院办公厅印发。

主体的异质性影响,可以讨论扩散过程中政策对规制对象的演进调整。

然而,目前关于河长制的有限的实证研究大多关注政策对辖区水质的影响效应,并未深入分析政策扩散和演进过程中对排放主体的区域差异化政策效应及其原因(沈坤荣和金刚,2018;金刚和沈坤荣,2019;She et al.,2019;Li et al.,2020)。针对河长制的已有实证文献具有如下特征:①已有文献采用国控监测点的水污染数据,是工业、农业、服务业、居民等多部门排放的复合结果,还受上下游水系流动等自然因素的影响。因此,已有研究采取的是政策对水污染“结果导向”的研究视角,缺少对水污染排放主体行为的深入分析。②已有文献发现河长制政策效果存在一定的区域差异,部分研究从官员晋升的角度探讨了其原因,但总体而言,对河长制在政策扩散中的差异化效应并未进行深入的理论与实证分析。③尽管已有文献显示河长制改善了部分水质指标,但采用不同数据和针对不同区域的研究结论并未达成一致,甚至产生了相互冲突的结果。

为此,本文合并中国工业企业环境统计数据库与中国工业企业数据库的微观企业样本,对河长制政策扩散中的上述三种效应进行实证评估。为避免跨区域和跨流域因素的影响,本文把样本限定在长江三角洲(简称“长三角”)地区的企业。长三角地区包括上海市、江苏省、浙江省、安徽省,这三省一市呈一体化发展,相似度相对较高,可以在一定程度上缓解因经济社会特征、政府偏好、资源禀赋等差异带来的遗漏变量问题。本研究设计双重差分模型(Difference-in-Difference, DID),评估和比较河长制在无锡市“自发首创”以及在“向上扩散”和“平行扩散”两种扩散模式下的政策效果。

本文的边际贡献有两方面:一是结合了中国环境政策评估与地方政策扩散这两支不同文献的重要议题,实证评估地方环境政策在不同扩散模式下的差异化政策效应。因此,在广泛的“中央—地方”环境治理互动关系和环境政策试点评估的实证文献中,本文贡献了地方环境政策创新扩散的新视角;在政策创新和试点政策推广的研究方面,本文有别于现有文献对扩散动机的关注,而对扩散过程中不同动机带来的政策执行效果进行实证评估。二是对河长制政策效应的评估做出了三点边际贡献:①有别于已有实证检验的水质监测点数据和地级市维度,本文采用中国工业企业环境统计数据库的微观数据进行研究,探讨了河长制对污染物的重要直接来源——工业企业的行为影响,和已有“结果导向”视角的研究存在一定区别;②从政策扩散的理论视角,对河长制政策效果的地区差异提供了一种可能的解释;③实证结果可以部分回应现有文献关于河长制政策效果不一致的结论,即这可能是不同类型政策扩散地区的差异化效果叠加所致。

本文接下来的结构安排如下:第二部分是河长制的政策背景和本文的机理分析;第三部分介绍本文的实证设计和数据来源;第四部分是实证结果和分析;第五部分进行稳健性检验;最后是本文的主要结论。

二、政策背景和机理分析

1. 河长制政策在长三角地区扩散演进的背景

以太湖“蓝藻事件”为诱因,无锡市政府于2007年出台了《无锡市河(湖、库、荡、汊)断面水质控制目标及考核办法(试行)》,创新地采用河长制来治理太湖水质恶化的问题。河长制的主要内容是为每条河流的污染治理任命责任人(通常是各级党政主要负责人),将污染治理与官员政治绩效挂钩,从而激发地方政府官员治理水污染的动力和决心。随后,河长制的政策创新从无锡市向其他地区扩散,并在此过程中罕见地先后体现了“向上扩散”和“平行扩散”两种典型的政策扩散模式(见表1)。“向上扩散”模式下,政策被上级政府采纳,并以行政命令的方式推广至其他下级政府。2008年,得益于无锡市的成功经验,江苏省政府尝试采纳这一制度,由省政府出台《江苏省政府办公厅关于

在太湖主要入湖河流实行双河长制的通知》，将无锡市河长制的政策创新推广至太湖流域，包括宜兴市、常州市和苏州市的主要河流湖泊。2012年，江苏省再次发布《江苏省人民政府办公厅印发关于加强全省河道管理“河长制”工作意见的通知》，将河长制推广到全省范围。在省政府的要求下，徐州市、南京市等地也出台了河长制工作方案。本文将这些城市划归为河长制“向上扩散”的地区。“平行扩散”模式下，即使不存在上级政府的命令要求，政策创新也被平级政府主动模仿。2009年，江苏省非太湖流域的泰州市、淮安市、盐城市陆续发文，主动学习模仿无锡市而实行河长制。2010—2011年，在江苏省政府要求全面推广河长制之前，扬州市、镇江市和连云港市及南通市如东县也对市内特定区域试行河长制管理。在浙江省，台州市、慈溪市、海宁市、嘉兴市、绍兴市和杭州市的部分城区也于2011—2013年陆续实施河长制，早于浙江省政府2013年底审议河长制政策文件^①的时间节点。在安徽省，合肥市巢湖流域也于2012年推行河长制。本文将这些城市划分为河长制“平行扩散”的地区。河长制在长三角各地的实施时间、所属扩散类型和相关政策文件详见表1。

表1 河长制在长三角地区的政策演进与扩散(2013年及以前)

扩散类型	政策地区
自发首创	江苏省：无锡市(2007)
向上扩散	江苏省太湖流域：宜兴市(2008)、常州市(2008)、苏州市(2008)
平行扩散	江苏省：盐城市(2009)、淮安市(2009)、泰州市(2009)、扬州市(2010)、镇江市(2011)、南通市如东县(2011)、连云港市(2011)；徐州市(2013)；南京市(2013) 浙江省：台州市(2011)、慈溪市(宁波市代管)(2011)、海宁市(嘉兴市代管)(2011)、嘉兴市(2012)、绍兴市(2012)、杭州市部分城区(2013)；湖州市(2013)；江山市(衢州市代管)(2013) 安徽省：合肥市巢湖流域(2012)、黄山市部分地区(2013)

注：①部分地级市于2013年月中旬以后颁布河长制政策文件。由于从政策文件颁布到政策实际执行和生效存在滞后，本文将政策节点设为政策文件颁布后一年(除少数年初颁布政策的地区)，故这些地级市在2013年及以前未统计为政策组，包括：南通市(2013年6月)、扬州市(2013年10月)、湖州市(2013年8月)、江山市(衢州市代管县级市)(2013年底)、黄山市部分地区(2013年10月)。②部分地区在样本期内试点河长制，或为范围较小，或为政策设计不典型，如企业包干的河长制等。本文将上述地区的样本删除，包括：湖州市长兴县(2007年)、连云港市化工区(2010年)、台州市开发区(2009年)、南京市(2012年在13个区县各设两个河道试点)。

资料来源：根据北大法网、北大法意网、百度搜集的各市政府文件和新闻报道整理。

2. 文献评述和机理分析

尽管现有文献并未直接评估环境政策创新在扩散推广过程中的差异化政策效应，但可以据此对本文开篇所提出的三个问题进行初步分析。

(1)河长制的政策效果可以在其他地区被有效复制吗？河长制在无锡市的首创源自太湖“蓝藻事件”。出于对公众环境要求的回应和上级政府问责的压力，地方政府具有强烈意愿实现水污染的有效治理。河长制也因而取得了一定的成效并被迅速推广。那么，河长制的政策效果可以在更广泛的地区被有效复制吗？

从河长制自身的制度特征看，其行政首长负责制与中国的治理体系高度融合，具有如下优点：

① 详见《中共浙江省委浙江省人民政府关于全面实施“河长制”进一步加强水环境治理工作的意见》((浙委发[2013]36号)。

①可以利用现有的治理体系快速高效地达成政策效果(Chien and Dong,2018)。②可能对地方官员环境治理产生较强的激励作用,官员的环境绩效考核是增加地方政府环境治理压力的重要途径(Zheng et al.,2014;Chen et al.,2018)。而河长制的制度优点之一在于强化环境绩效考核,各级河长责任明确、任务具体、考核要求指标化等。③有助于各地对水污染的不同地域特征实行因地制宜的政策措施(Dai,2019)。然而,这一制度也存在一定局限:①官员负责制高度依赖绩效考核,一般有利于达成一些容易量化的短期目标,例如提高水质;但不利于达成更长期的、不易量化的可持续发展目标(Chien and Dong,2018)。②地方官员的执行措施和个人特征有可能影响政策的持续性。例如,金刚和沈坤荣(2019)发现,地方官员的年龄可能影响当地是否推行河长制。年轻的官员更倾向于经济建设,年长的地方官员则更有动力推动河长制,其主要原因在于避免中央政府环境事件问责的潜在惩罚成本。

基于上述河长制的制度特征分析,其考核压力和高效特征使河长制在一定范围内有助于缓解水污染问题,但其政策效果可能存在程度和范围的差异。已有关于河长制的评估对其政策效果基本达成一致,认为河长制初步缓解了水污染情况。然而,不同研究对河长制改善水质的程度和范围持不同观点。沈坤荣和金刚(2018)采用全国水污染监测点的年度数据发现,河长制仅改善了水中的溶解氧水平,但对于水质的化学需氧量、生化需氧量、氨氮等深度污染物指标都没有产生显著的影响。Li et al.(2020)利用周度监测点数据,认为河长制在酸碱度和氨氮等指标上改善了水质,但并未改善化学需氧量和溶解氧水平。She et al.(2019)发现在长江流域,河长制显著改善了水质,降低了水域中化学需氧量和氨氮含量。

(2)政策效果在不同扩散模式下有何差异?由于在政策的扩散与推广中,不同扩散模式下地方政府的执行动机存在差别,河长制政策的复制效果和政策特征可能有所不同。在河长制的两种扩散模式下,市级政府执行政策的动机并不相同。“向上扩散”主要体现为“地方政策创新—上级采纳—推广实行”的形式,政策的执行动机来源于上级政府(李智超,2019)。上级政府在学习和采纳政策创新之后,往往采用行政指令的方式将政策推广至下级政府的其他地区。此时,环境治理实质上遵循着自上而下的模式:中央或上级政府制定环境治理目标、政策并进行绩效考核,地方政府或下级政府负责政策目标的落实和政策工具的执行。这种治理模式下,地方政府的政策执行动机和效果很大程度上取决于上级政府的监督力度。中国的经验证据表明,中央政府或上级政府考核可以给地方官员施加环境治理压力(Zheng et al.,2014)。中央政府或上级政府在环境管理方面更严格的政策要求和监督有助于提高地方政府的环境政策执行水平和效果(Kahn et al.,2015;Zhang et al.,2018;王岭等,2019)。然而,在上级监管缺失或力度较弱时,地方政府可能因偏好经济产业发展而在环境规制方面不作为,甚至不惜牺牲环境而进行恶性竞争。地方政府在面对经济和环境的多目标考核时,经济指标考核的约束一般会更强,在完成中央或上级政府环境目标方面,地方政府也可能存在粉饰行为,甚至与当地企业合谋,蒙混过关(Wang et al.,2003)。

“平行扩散”是同级政府未受到上级政府要求情况下的主动模仿。一方面,地方政府一项成功的政策创新可能促使其他平行政府的模仿和学习(朱旭峰和赵慧,2016;李智超,2019;Zhu,2014)。不同地方政府,尤其是邻近政府之间存在提供优质公共品的绩效竞争,从而产生“互相看齐”的效应。另一方面,寻求上级认可的愿望也可能激发地方政府的竞争行为。尽管没有直接受到上级政府执行某种具体政策的指令,这种竞争互动依然受到上级政府政策倾向的影响。这样,地方政府的竞争行为和上级政府对环境规制的偏好相互作用,可能使地方政府之间出现逐底竞争或向上竞争两种不同的态势。与上文的分析类似,地方政府可能出现偏向发展经济而不断放松环境规制的逐底竞

争行为,这在特定发展阶段下的中国地方政府竞争中找到了实证证据。一定时期内官员考核和晋升的动力主要取决于经济绩效,地方政府有可能欠缺环境政策的执行动力,甚至可以通过财政手段制约环保部门的政策执行(韩超等,2016)。然而,当上级政府强化环境绩效要求时,地方政府也可能转而偏好环境质量。在中国“层层加码”的官员锦标赛下,甚至出现竞相加强环境规制的向上竞争态势(张华,2016;张可等,2016)。

除了地方政府的动机之外,扩散地区的政策效果还受到当地政府对政策的本地化和再创新的影响,河长制需要因地制宜地发挥效果。若扩散地区的地方政府对政策进行本土化创新以适应当地水污染治理特征,则可能更好地利用河长制的政策优点;若扩散地区的地方政府一味地进行“克隆”式的政策模仿,则不一定能复制成功地区的经验。这一问题在“向上扩散”和“平行扩散”地区都有可能出现(王洛忠和庞锐,2018)。当然,当地方政府具有较强的政策执行动力时,政策本地化和再创新的能力也可能更强。

结合河长制演进的政策背景看,在“向上扩散”的模式下政策效果很大程度取决于上级政府的考核力度,江苏省太湖流域的其他城市受到江苏省政府的要求,学习并实行河长制,以达到有效治理太湖流域水污染的目的。若江苏省政府对这些地区河长制进行严格考核,则可能使政策在“向上扩散”地区产生治污效应。在“平行扩散”模式下,一方面,江苏省非太湖流域和浙江省、安徽省的部分城市主动学习、模仿河长制,反映出其治理水污染和寻求上级认可的动机;另一方面,由于这些地方政府实施河长制的绩效不需要受到上级政府的考核,其政策效果难以先验判断。与此同时,这些地区地方政府依然受到上级政府的经济绩效考核,因此牺牲产出以治理环境的动机较弱。现有河长制政策效应在研究结论上的差异,可能在一定程度上反映了政策在不同扩散地区的效果差异。例如,在无锡市、江苏省(Li et al.,2020)和长江流域(She et al.,2019)的政策效应要明显强于全国平均水平(沈坤荣和金刚,2018;Li et al.,2020)。河长制在不同扩散地区的政策效应孰优孰劣,还需实证研究进一步分析和比较。

(3)河长制政策在不同扩散模式下对不同规制对象有何差异化影响?控制或避免政策负面影响可以提高政策的认可度,减少扩散与推广过程中的阻力。对环境政策来说,这体现为兼顾经济增长与环境治理,实现高质量发展。河长制在无锡市起源于治理太湖蓝藻的紧迫任务。在这种特殊条件下,地方政府环境治理动机强,对牺牲经济增长的容忍度高。但随着河长制的扩散,就需要处理好污染治理与地方经济之间的关系。

为兼顾环境治理和经济发展,地方政府可能有倾向性地选择规制主体:①从受规制的企业规模来看,环境政策也常常具有“抓大放小”的特征,从而以更小的行政成本实现更大的政策效应,如“万家企业节能行动”、碳排放权交易体系的“重点控排企业”等。然而,地方政府也可能出于保护本地经济和就业的目的,避免对本地重要经济主体产生不利影响。例如,环境规制可能更容易对小企业的经济活动产生不利影响,而避免影响大企业的经济活动(龙小宁和万威,2017)。②中国政府对国有企业和非国有企业的规制力度往往也存在差别。由于其属性特点,国有企业的发展较之于非国有企业会获得更多的政治优惠,更易产生“政企合谋”的情况(范子英和田彬彬,2016)。尽管如此,国有企业在落实国家和地方政策上往往起到表率作用。一些环境规制方面的研究发现,环境政策效果对国有企业或国有资产占比较高的行业更强(王班班和齐绍洲,2016)。③从行业特征看,重污染行业受到环境政策的影响可能更大,但这些行业往往面临更高的减排成本,一般也是区域经济发展的支柱。为了避免部分污染型制造业失去竞争优势,政府在面对环境监管措施时容易对重污染企业妥协。环境规制对不同污染程度的行业影响可能具有更复杂特点(王杰和刘斌,2014)。

三、研究设计、数据来源和处理

1. 研究设计

本文采用中国工业企业环境统计数据库与中国工业企业数据库合并的企业微观数据,利用双重差分方法,实证检验河长制政策演进在“自发首创”“向上扩散”和“平行扩散”地区的政策效果。随后的实证检验分三个步骤进行:①通过估计河长制在不同地区对企业污染排放的影响,检验河长制污染治理效果的可复制性;②通过比较不同扩散模式下河长制的差异化效果,考察不同扩散模式下政策效果的特征;③通过比较不同地区河长制政策效果的企业规模异质性、所有制异质性和行业异质性,分析在河长制演进过程中地方政府对不同经济主体的规制差异。

(1)河长制的地区政策效应模型。采用双重差分模型检验河长制的总体政策效果。该方法将样本区分为受河长制政策影响的处理组和未受政策影响的对照组,通过对比两组企业在政策实施前后变化的差异来识别政策因果效应:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{ct} + X'\delta + \mu_i + v_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

模型分别采用长三角工业企业样本(全部政策地区)、“自发首创”“向上扩散”“平行扩散”与非政策地区的子样本进行回归。根据河长制的政策演进情况,样本中既包括该省份受到河长制政策影响的地区,也包括未受政策影响的地区。其中,脚标 i, c, t 分别表示企业、城市和年份。 $Y_{ict} \in \{\ln COD_{ict}, \ln Q_{ict}, \ln WWT_{ict}\}$ 是企业的污染排放、产出和污染治理变量对数,即企业的化学需氧量(COD)排放、工业总产值和废水处理能力的对数值。 $Policy_{ct}$ 为政策实施的虚拟变量,当样本属于政策实施的地区且属于政策实施之后的年份,设定 $Policy_{ct} = 1$, 否则该变量取 0。^① $Policy_{ct}$ 的系数 β_1 即为本文关心的,在政策实施地区、政策实施前后两个维度对比下的河长制政策效应。在不同因变量的回归模型中, COD 排放是衡量水质污染程度的重要指标。因此,因变量为 $\ln COD_{ict}$ 的回归模型系数是本文最为关心的水污染治理政策效应。 X 为一系列控制变量,包含:企业层面经济特征,如企业年龄(Age_{it})、企业资产负债率(DAR_{it}),分别用于控制企业存活能力和负债水平;城市和行业层面的特征变量,包括地区水污染行业产值占工业产值之比(wpr_{ct})、地表水资源充裕程度($Surface_{ct}$) (地表水资源与城市面积之比)、城市人均生产总值的对数值($\ln pgdp_{ct}$) 和行业水污染密度($codr_{jt}$) (行业 j 的 COD 排放占所有行业的排放比重);其他宏观政策因素,包括不同“五年计划”时期的虚拟变量。 μ_i, v_t 分别为企业、年份固定效应。 ε_{ict} 表示随机扰动项,聚类到城市—年份层面。

(2)不同扩散模式下河长制政策效果的相互比较模型。使用不同的子样本回归,对河长制在“自发首创”地区和“平行扩散”“向上扩散”地区的实施效果进行相互比较。为此,根据长三角各地区所属的河长制政策扩散模式,设置扩散类型虚拟变量 $Type_c$, 在模型(1)的基础上引入模型(2):

$$Y_{ict} = \beta_0 + \beta_1 Policy_{ct} + \beta_2 Policy_{ct} \times Type_c + X'\delta + \mu_i + v_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

采用三个子样本分别比较“自发首创”和“向上扩散”“自发首创”和“平行扩散”,以及“向上扩散”和“平行扩散”的政策效果。其中, $Type_c$ 为相互比较时政策扩散类型的虚拟变量,在上述三个比较模型中, $Type_c = 1$ 分别代表“向上扩散”“平行扩散”和“向上扩散”河长制地区。模型(2)中其他变量

① 考虑到从政策文件颁布到政策落实往往存在一定的滞后,本文以各地河长制政策文件发布后一年为政策开始节点,仅在年初发布政策文件的少数地区,以当年作为政策节点。各地政策清单请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

和模型(1)一致。此模型中, β_1 表示 $Type_c=0$ 地区的实施效果, β_2 则刻画了两类河长制的实施效果差异。

(3)河长制的异质性分析模型。为检验不同扩散模式下河长制政策规制对象的差异,本文进一步考察河长制政策效果的企业规模异质性、所有制异质性和行业异质性。为此,设立异质性识别变量 B 。考察企业规模异质性时, B 为企业规模虚拟变量($Scale$), $B=1$ 表示样本期内企业平均产值大于中位数的企业;考察企业所有制异质性时, B 为企业所有制虚拟变量(Soe), $B=1$ 表示国有企业;考察企业所属行业异质性时, B 为企业COD排放占比的连续变量(Ind)。在模型(1)的基础上,构建识别异质性的模型(3):

$$Y_{ict}=\beta_0+\beta_1 Policy_{ct}+\beta_2 Policy_{ct}\times B+X'\delta+\mu_i+v_t+\varepsilon_{ict} \quad (3)$$

分别利用“自发首创”“向上扩散”“平行扩散”地区与非政策地区的对照对上述模型进行回归。检验河长制实施效果的企业规模异质性时, β_2 表示规模大的企业和规模小的企业之间的政策效果差异;检验河长制实施效果的所有制异质性时, β_2 代表国有企业和非国有企业之间的政策效果差异;检验河长制实施效果的行业规模异质性时, β_2 代表政策效果随行业COD排放相对规模变化的情况。

2. 数据来源和处理

本文的企业污染排放数据来自中国工业企业环境统计数据库,这一数据库由生态环境部(原环境保护部)主管,为《环境统计年鉴》的具体数据来源。通过筛选出重点污染物(原则上为当年实行总量控制的污染物)排放量占地区排放总量85%以上的工业企业作为重点调查单位,县级环保部门要求其自主填表上报,并进行不定期检查以确保数据质量,因而这一数据库也被视做当前最全面、可靠的微观环境数据来源。近年来,已有不少文献利用该数据库研究了中国的企业环境污染问题(Liu et al.,2017;Wang et al.,2018;Zhang et al.,2018)和企业能源效率问题(陈钊和陈乔伊,2019)。

在水污染的统计上,COD排放是统计最全的指标。然而,该指标的统计质量也是从“十一五”时期开始得以加强的。在此之前,COD排放等污染指标的微观统计可能存在偏差。一是因为该数据库主要统计重点污染物,而COD排放实质直至“十一五”时期才被纳入重点控排;二是在“十一五”时期之前,部分污染统计数据存在瞒报、误报等问题(王玉庆,2018)。特别是中国工业企业环境统计数据库采用的是企业自行上报、县市抽查审核的制度。在COD等污染物指标纳入重点控排之前,对企业上报的相应数据抽查校对力度较弱。为了排除早期统计数据质量问题的干扰,本文仅保留中国工业企业环境统计数据库2006年及以后的样本。

本文企业层面的经济指标来自中国国家统计局建立的中国工业企业数据库。因此,需对中国工业企业环境统计数据库和中国工业企业数据库(2006—2013年)进行合并,分别以企业的法人代码和企业名称为匹配变量将二者进行逐年匹配。数据每年的匹配成功率约为45%,匹配后从2006—2013年共得到样本438841个。进一步,计算匹配所得样本每年COD排放总量和废水处理能力总量占数据库相应指标总量之比,可见COD排放量和废水处理能力的占比基本保持在60%左右,且年度趋势和样本匹配率基本一致,说明主要水污染排放和治理指标不存在明显的样本选择偏差问题。^①

同时,本文参照中国工业企业数据库的标准方法,对其存在的统计误差和异常观测值进行数据清洗(聂辉华等,2012):^①从业人数小于8人的企业;^②工业总产值、流动资产、固定资产、产品销售

^① 数据库匹配结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

收入为非正值的企业;③流动资产或固定资产大于总资产的企业;④工业增加值大于产品销售收入的企业;⑤只有一年观测值的企业;⑥资产负债率小于0的企业。企业所属的行业分类统一调整为《国民经济行业分类》2002年的标准。最后,选取其中长三角样本进行分析。

由于前述中国工业企业环境统计数据库的数据质量问题,本文进一步对文中的污染排放指标进行剔除异常值处理。具体来说,若企业排放数据在相邻两年相差十倍及以上,或企业某年排放数据相比其在样本期内平均排放水平差距达到十倍及以上,则识别该企业为存在异常值企业,在相应的回归中予以删除。

利用中国工业企业环境统计数据库中化学需氧量排放量(吨)和废水治理设施处理能力(吨/日),可以构造企业COD排放对数值($\ln COD$)和废水处理能力对数值($\ln WWT$),作为衡量减排和治污效应的因变量。此外,还将采用氨氮排放量(吨)的对数值($\ln NH_3-N$)作为企业水污染排放的替代指标进行稳健性检验。利用中国工业企业数据库中的企业工业总产值对数值,可以作为衡量政策对企业产出影响的因变量($\ln Q$)。还可以根据企业成立年份构造企业年龄(Age),利用企业负债合计和资产总计的高构造企业资产负债率(DAR),作为企业层面控制变量。此外,还可获得企业所有制、所属行业等信息。在宏观层面,本文利用中国工业企业数据库企业加总数据构造各地水污染产值占比(wpr)和行业水污染密度($codr$)。前者为县级水污染行业总产值占全部行业产值比重(Wang et al., 2018),后者为行业COD排放占全部行业排放的比重。根据历年《中国统计年鉴》数据,构造人均GDP对数值($\ln pgdp$)和各地级市地表水资源($Surface$),后者为各市地表水资源量与总面积的比值。

3. 趋势观察

首先,比较全部政策地区和非政策地区企业COD排放均值趋势,从而初步观察河长制的整体政策效果。从图1(a)可以看出,河长制政策执行前的2007—2008年,政策地区和非政策地区企业COD排放量均值的总体趋势较为一致。2006年非政策地区排放量明显低于政策地区,主要是因为安徽省样本缺失较大,而其大部分城市在样本期内均为非政策地区。但从河长制政策执行后的2008年开始,两组企业COD排放均值差距明显扩大,非政策地区排放先平稳后下降,政策地区排放则先明显下降,后趋于平稳。两组差距自2010年起又有所缩小,2011年后政策地区甚至略高于非政策地区。

其次,比较“自发首创”“向上扩散”“平行扩散”的不同政策地区和非政策地区企业COD排放均值趋势。如图1(b)所示,从2006年至河长制政策执行前,不同政策地区和非政策地区企业COD排放量均值的趋势基本一致。2007年下半年无锡市首先开始河长制实践,2008年起该市企业COD排放与对照组明显拉开差距。2008年下半年河长制被江苏省采纳而开始“向上扩散”,尽管这些地区的企业COD排放均值在2009—2010年有小幅上升,但2010年起相对于非政策区域也开始出现更大幅度的下降。然而,随着河长制于2009年底逐渐向平级政府“平行扩散”,这些地区企业的COD排放均值并未发生明显变化。趋势观察的结果初步显示出河长制在不同的政策扩散地区体现出差异化的政策效果。当然,排放量均值受诸多因素影响,本文将在后文的平行趋势检验中进一步检验考虑了多种影响因素后政策地区和非政策地区之间的排放趋势演变。

四、实证结果分析

1. 河长制治污效果的可复制性检验结果

对问题1的检验结果表明,河长制在由上级政府主导推广的“向上扩散”地区取得了和“自发首创”地区类似的污染治理效果,但在地方政府主动模仿的“平行扩散”地区并未产生显著的污染治理

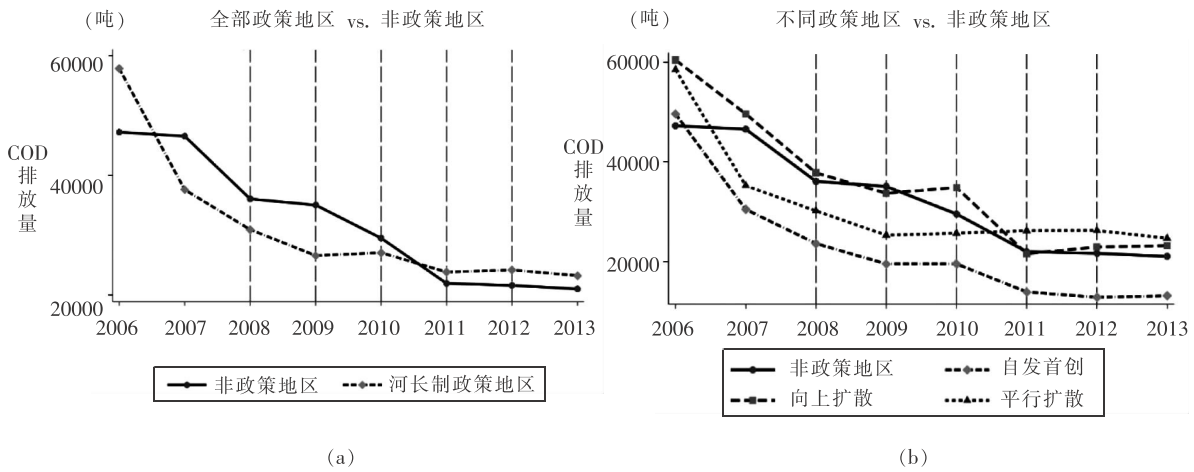


图 1 河长制政策地区和非政策地区企业 COD 排放量(吨)均值趋势

资料来源：作者根据中国工业企业环境统计数据库整理。

效应。根据模型(1),表 2 以水污染排放典型指标——企业 COD 排放的对数为因变量,分别考察了河长制在全部政策地区、“自发首创”地区、“向上扩散”地区和“平行扩散”地区的水污染治理效应。根据回归结果,河长制在全部政策地区的平均污染治理效应不显著(第 1 列)。这可能是由河长制在不同地区的差异化政策效果所致。接下来,对比河长制在不同政策地区的回归结果发现,政策在“自发首创”地区取得了显著的水污染治理效果,政策变量 *Policy* 的系数为-0.4564,并在 1%水平上显著,意味着河长制政策使该地区工业企业 COD 排放平均下降了约 36.64%^①。随后,在上级政府的要求和考核下,河长制政策在“向上扩散”地区也产生了显著的污染治理效应,政策变量 *Policy* 的系数为-0.1248 并在 5%水平上显著,表明河长制使“向上扩散”地区的 COD 排放平均下降了约 11.73%,低于“自发首创”地区。然而,随着河长制被长三角其他城市主动模仿而平行扩散,政策在这些地区并未产生显著的污染治理效应,政策变量 *Policy* 的系数较小(0.0309)且不显著。

表 2 河长制的污染治理效应

	全部地区 lnCOD	自发首创地区 lnCOD	向上扩散地区 lnCOD	平行扩散地区 lnCOD
<i>Policy</i>	-0.0324 (0.0403)	-0.4564*** (0.1244)	-0.1248** (0.0517)	0.0309 (0.0354)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	77173	42283	47299	63943
调整 R ²	0.9448	0.9432	0.9458	0.9451

注:***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%以及 10%。括号内为聚类后的标准误,聚类层次为城市—年份交乘项。以下各表同。因变量 lnCOD 代表企业 COD 排放量对数值。限于篇幅, *Age*、*DAR*、*Surface*、*wpr*、*codr*、*lnpgdp* 和“五年计划”虚拟变量等其他控制变量结果未在表中报告。

① 政策使 COD 变化的百分比为 $100 \times [\exp(\hat{\beta}_1) - 1]$ 。

2. 不同扩散模式下河长制的政策特征检验结果

对问题 2 的检验结果表明,河长制在“向上扩散”地区和在“自发首创”地区类似,主要通过抑制企业产出来实现水污染物排放的降低,但并未增强废水处理能力;在“平行扩散”地区企业产出未明显降低,表明“平行扩散”模式下地方政府为治理污染而牺牲产出的动机相对较弱。

以企业工业总产值对数值和废水处理能力对数值为因变量,使用子样本验证河长制在不同政策地区相对未受政策影响地区的政策实施特征(见表 3)。回归结果表明,相对长三角未实施河长制政策的地区,河长制在“自发首创”和“向上扩散”地区对企业产出均产生了显著的抑制作用,但并未显著增加企业的废水处理能力。这表明河长制主要是通过降低企业产出,而非提高废水处理能力来实现治污效果的。具体来看,河长制对企业产出的抑制作用在污染治理效果最强的“自发首创”地区最大(政策变量系数为-0.1920,且在 5%水平上显著),在“向上扩散”地区次之(政策变量系数为-0.1029,且在 5%水平上显著),表明河长制治污效果越强,对企业产出的负面作用越大。河长制在“自发首创”地区甚至降低了企业的废水处理能力,这也可能是由企业总体产出减少所引起的。然而,在“平行扩散”地区,河长制并未减少企业产出,也不能显著降低企业的 COD 排放量。这意味着“平行扩散”地区进一步牺牲企业产出以实现水污染减排的动机相对较弱。

表 3 不同扩散模式下河长制的政策特征

	自发首创地区		向上扩散地区		平行扩散地区	
	lnQ	lnWWT	lnQ	lnWWT	lnQ	lnWWT
<i>Policy</i>	-0.1920** (0.0952)	-0.1337** (0.0642)	-0.1029** (0.0485)	0.0078 (0.0246)	0.0008 (0.0260)	-0.0143 (0.0178)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	51076	34533	57065	39179	77569	51980
调整 R ²	0.9274	0.9521	0.9328	0.9522	0.9329	0.9521

注:因变量 lnQ 和 lnWWT 分别代表企业工业总产值对数值和废水处理能力对数值。

接下来,河长制在“自发首创”“向上扩散”和“平行扩散”地区实施效果的相互比较结果进一步验证了上述结论(见表 4)。以企业 COD 排放量对数为因变量的回归结果表明,河长制的污染治理效应在“自发首创”地区最强,在“向上扩散”地区次之,在“平行扩散”地区最弱。以企业工业总产值对数和废水处理能力对数为因变量的回归结果同样与表 3 结论类似(见表 5)。

究其原因,在“自发首创”和“向上扩散”地区,尽管地方政府的污染治理动机存在差异,但均比“平行扩散”地区更强。在河长制“自发首创”的无锡市,地方政府受到太湖“蓝藻事件”这一突发环境事件影响,具有水污染治理的巨大压力与迫切动力。河长制“向上扩散”地区也属于太湖流域,这些城市兼具水污染治理压力与来自江苏省政府的考核压力。相比而言,“平行扩散”模式下,地方政府自身的污染治理动机较弱,可能存在粉饰行为(沈坤荣和金刚,2018),以牺牲经济增长换取减排绩效的动机较弱。地方政府政策执行动机的强弱对政策执行效果具有显著的差异化影响。

表 4 不同类型河长制政策效果的相互比较 (COD 排放对数值为因变量)

	向上 vs. 自发		平行 vs. 自发		向上 vs. 平行	
	lnCOD		lnCOD		lnCOD	
<i>Policy</i> × <i>Type</i>	0.3628*** (0.1139)		0.4989*** (0.1283)		-0.1595*** (0.0552)	
<i>Policy</i>	-0.4541*** (0.1235)		-0.4365*** (0.1259)		0.0430 (0.0351)	
企业固定效应	是		是		是	
年份固定效应	是		是		是	
观测值	51406		68050		73066	
调整 R ²	0.9446		0.9442		0.9459	

表 5 不同类型河长制政策效果的相互比较 (产出和废水处理能对数值为因变量)

	向上 vs. 自发		平行 vs. 自发		向上 vs. 平行	
	lnQ	lnWWT	lnQ	lnWWT	lnQ	lnWWT
<i>Policy</i> × <i>Type</i>	0.0924 (0.1025)	0.1368** (0.0681)	0.2224** (0.0982)	0.1283* (0.0701)	-0.1466*** (0.0533)	0.0119 (0.0257)
<i>Policy</i>	-0.1824* (0.0948)	-0.1311** (0.0648)	-0.2155** (0.1011)	-0.1359** (0.0678)	0.0191 (0.0261)	-0.0156 (0.0175)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	61903	42081	82407	54882	88396	59528
调整 R ²	0.9298	0.9514	0.9307	0.9517	0.9340	0.9518

3. 政策扩散对不同经济主体的异质性效应结果

对问题 3 的检验结果表明,河长制在“平行扩散”地区对大企业的水污染排放产生了抑制效果,对排放规模大的行业规制略松,并能增加其产出从而补偿一部分政策带来的经济损失;在其他地区,政策对不同规制对象的异质性效果不强。为实现上述检验,本文进一步根据企业规模、企业所有制、企业所属行业 COD 排放占比对河长制政策的异质性效果进行比较。

(1) 规模异质性。企业规模异质性的回归结果表明(见表 6),河长制在“自发首创”地区对大企业的规制效果略强,但回归系数仅在 90% 的置信度下显著,显著性水平有限。在“向上扩散”地区,河长制对大企业的规制效果与小企业相比,并无显著差异。对于“平行扩散”地区,尽管总体治污效果不明显,但河长制可以显著降低大企业的 COD 排放,而且这种减排活动并未牺牲其经济产出。由于政策没有对废水处理能产生显著影响,^① 因此,大企业的减排活动可能利用了其规模经济和技术能

^① 以废水处理能为因变量的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

力,降低了生产活动中水污染物的产生量。河长制政策在“平行扩散”地区对不同规模企业的这种差异化政策效果也反映了地方政府对经济增长和污染治理的平衡策略。

表 6 不同类型河长制效果的规模异质性

	自发首创地区		向上扩散地区		平行扩散地区	
	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ
<i>Policy</i> × <i>Scale</i>	-0.1260*	-0.0073	-0.0264	-0.0005	-0.0581**	0.0535
	(0.0657)	(0.0879)	(0.0296)	(0.0387)	(0.0279)	(0.0339)
<i>Policy</i>	-0.3891***	-0.1879***	-0.1111**	-0.1026**	0.0650	-0.0309
	(0.1004)	(0.0647)	(0.0546)	(0.0519)	(0.0415)	(0.0275)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	42283	51076	47299	57065	63943	77569
调整 R ²	0.9432	0.9274	0.9458	0.9328	0.9451	0.9329

注:Scale=1 代表该企业各年的产值均值大于行业所有企业产值均值的中位数水平。

(2)所有制异质性。企业所有制异质性的回归结果见表 7。结果表明,河长制在“自发首创”地区和“向上扩散”地区的实施效果也没有体现出明显的所有制异质性;但在“平行扩散”地区,河长制显著降低了国有企业的产出。这表明在“平行扩散”地区,地方政府更有针对性地区别规制对象,国有企业成为政策实施的重点以达到一定的治污效果,但避免了政策对更大范围内企业的负面影响。

表 7 不同类型河长制效果的所有制异质性

	自发首创地区		向上扩散地区		平行扩散地区	
	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ
<i>Policy</i> × <i>Soe</i>	-0.0587	0.1123	0.1145	0.1058	-0.1300	-0.2136***
	(0.1285)	(0.0843)	(0.1098)	(0.1018)	(0.0874)	(0.0458)
<i>Policy</i>	-0.4554***	-0.1939**	-0.1263**	-0.1045**	0.0328	0.0037
	(0.1253)	(0.0960)	(0.0516)	(0.0479)	(0.0355)	(0.0263)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	42283	51076	47299	57065	63943	77569
调整 R ²	0.9432	0.9274	0.9458	0.9328	0.9451	0.9330

注:Soe=1 代表企业属于国有企业,包括地方国有企业和中央国有企业。

(3)行业异质性。行业污染排放规模异质性的回归结果见表 8。结果表明,河长制在“自发首创”地区对排放规模大的行业治污效应略强,但回归系数显著性水平有限。在“向上扩散”地区,尽管河长制可以降低不同行业企业的 COD 排放,但其规制力度在排放规模大的行业略微偏松。在“平行扩散”地区,河长制可以提高这些行业的产出水平。这可能反映了河长制政策对排放规模大的行业相对较弱的规制力度,以平衡污染治理和经济产出。

表 8 不同类型河长制效果的行业异质性

	自发首创地区		向上扩散地区		平行扩散地区	
	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ	lnCOD	lnQ
<i>Policy</i> × <i>Ind</i>	-0.0055* (0.0030)	0.0009 (0.0069)	0.0062** (0.0027)	0.0005 (0.0029)	0.0010 (0.0020)	0.0049*** (0.0017)
<i>Policy</i>	-0.4308*** (0.1199)	-0.1962* (0.1163)	-0.1608*** (0.0558)	-0.1058** (0.0454)	0.0253 (0.0384)	-0.0280 (0.0263)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	42283	51076	47299	57065	63943	77569
调整 R ²	0.9432	0.9274	0.9458	0.9328	0.9451	0.9330

注：*Ind* 代表企业所属行业的 COD 排放占比。

五、假设检验和稳健性检验

1. 平行趋势检验

平行趋势假设是双重差分模型有效性的重要前提之一,即在河长制政策实施以前,政策地区和非政策地区的企业 COD 排放趋势是平行的。本文参照现有文献,用事件分析法对此进行检验。具体做法是逐年计算河长制的政策效应,即将各地河长制政策起始年份设置为 *current* 虚拟变量,并分别设置政策前若干年(*pre*)和政策后若干年(*post*)虚拟变量。回归方程如下:

$$Y_{ict} = \beta_0 + \sum_{t=-n}^m \beta_t D_t + X' \delta + \mu_i + v_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

其中, D_t 为政策前后的年度虚拟变量, β_t 为模型(4)关心的系数。由于各地河长制政策的起始年份不同,因此 *current* 变量表征年份不同,同时受限于样本年份,不同政策地区政策前后年份数也有所差异。设定政策起始年份为事件分析的基准年,平行趋势假设要求与基准年相比,政策之前年份(*pre*)中政策地区和非政策地区的政策效应不显著异于 0。不同河长制政策地区的平行趋势检验结果表明,在政策地区,河长制政策实施以前 β_t 基本不显著异于 0,政策地区和非政策地区满足平行趋势假定(图 2)。

2. 安慰剂检验

为排除遗漏变量的影响,本部分进行安慰剂检验。安慰剂检验常用于检验回归结果是否受到非观测因素的影响。在本文的基准模型中(河长制的地区政策效应),尽管已经控制了企业特征和年份

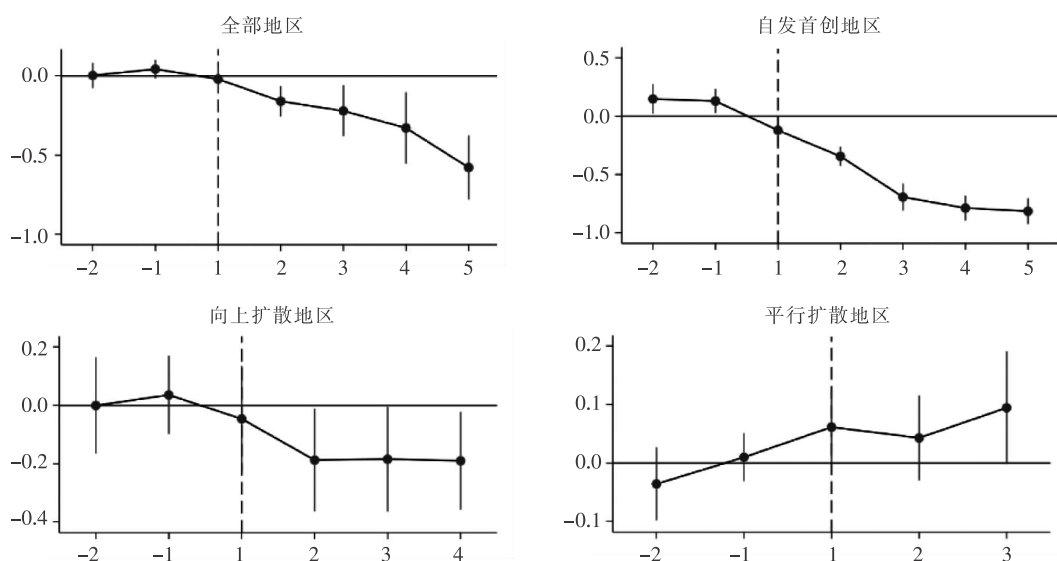


图2 河长制的平行趋势检验

注:垂直于横轴的虚线表示回归系数估计值的95%置信区间。横轴表示政策实施年份。负数表示政策实施前,正数表示政策实施后。

特征等变量,回归结果仍可能受不可观测因素的影响。可以生成一个虚拟的河长制变量,并使这个虚拟河长制政策对随机挑选的企业产生政策冲击,重复该随机冲击500次并代入回归模型。可以预期,该随机处理所模拟的“河长制”对企业排放不会产生显著影响,即双重差分项的回归系数在统计意义上应该是不显著的。结果表明,随机生成的“河长制”变量样本估计值基本集中在0附近,且估计值的 p 值均较大,显著性大多未通过检验。^①这表明本文的结果并未受到遗漏变量的干扰。

3. 不同聚类层次的稳健性

进一步检验不同聚类层次对回归结果显著性的影响。不同聚类层次表明误差允许在不同层面相关。在企业层面聚类 and 三位数行业—年份层面聚类的结果显示,政策变量对 $\ln COD$ 的影响系数依然在“自发首创”和“向上扩散”地区显著,在“平行扩散”地区未通过10%的显著性水平。在全部地区,更为宽松的企业层面聚类得到了较为显著的系数结果,但在行业—年份层面聚类系数同样不显著。这与主回归结果基本一致。

4. 采用倾向得分匹配法处理样本选择偏差问题

河长制政策一定程度上源于地方政府治理水污染的动机,地方政府的政策选择可能具有非随机性。当这种非随机性造成了反向因果效应,可能会对本文的估计造成内生性偏误。为此,本文采取了以下方法来处理内生性问题:①本文采用微观企业样本,相对宏观数据,企业层面的污染物排放较难影响地区政策,因而反向因果效应得到了一定程度的缓解。②通过对比2008年以前不同河长制地区和非政策地区企业COD排放和氨氮排放的分布情况,发现在政策实施前,政策地区和非政策地区的企业水污染物排放并未出现明显的系统性偏差。③本文进一步采用倾向得分匹配法(PSM)处理可能的样本选择偏差问题。由于河长制政策是渐进推行的,本文逐年对新进入政策处理的企业,在政策施行前一年的样本中,为其从在样本期内从未受河长制影响的企业中寻找对照组企业。最后,保留所有匹配成功的企业作为下一步DID回归样本。经PSM-DID方法回归的结果和本文的

① 安慰剂检验及以下稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

基本结论也高度一致。

5. 替换其他污染物指标

已有河长制的政策效应结果在不同水污染物排放上存在分歧。为验证水污染指标因变量对结果的影响,进一步采用氨氮排放量对数值作为因变量进行回归。结果发现,采用 DID 模型时,与以 COD 排放量对数值为因变量的结果相比,“向上扩散”地区系数不显著。但经过样本匹配处理,采用 PSM-DID 模型之后,河长制在不同类型政策地区的回归结果与采用 COD 排放量对数值作为因变量时基本一致。

6. 重点水污染行业的政策效应

进一步将样本限定在重点水污染行业,考察河长制政策对重点水污染行业 COD 排放的影响。本文根据两种水污染行业标准筛选企业样本进行回归:①参照 Wang et al.(2018)中太湖流域重点水污染行业代码进行筛选;②以第一次全国污染普查中 COD 排放量前七的行业进行筛选。筛选后的回归结果与主回归结果基本一致。

7. 不同回归样本的稳健性

为避免不同回归样本对结果的影响,进一步报告了两组不同样本的回归结果。第一组回归采用 2006—2013 年的平衡面板数据,回归结果与主回归结果高度一致。第二组采用未删除数据质量相对较差年份的样本,即 1998—2013 年样本进行回归。此时在“平行扩散”地区,河长制政策产生了较小的 COD 减排效应,在全部地区政策效应也相应变得显著。但从系数的大小和显著性看,政策效果相比其他政策地区依然较弱,且显著性程度不高。河长制政策的污染治理效应在“自发首创”地区最强,在“向上扩散”地区次之,这一基本结论并未发生变化。

六、结论与政策建议

建设生态文明、打赢污染防治攻坚战要求地方政府具有环境政策创新的主动性和环境政策执行的积极性。地方政府在环境政策方面的创新探索可以为其他地方乃至中央政府的政策制定提供有益的借鉴。然而,效果良好的地方环境政策创新在扩散过程中也可能产生差异化的政策效果。本文以河长制为例,利用微观企业数据检验了不同政策扩散模式下的效应特征。结果发现:在上级政府主导推广的“向上扩散”模式下,河长制可以产生与政策首创地类似的污染治理效应,但付出的经济代价较大。在平级政府主动模仿的“平行扩散”模式下,地方政府愿意付出的经济成本较小,总体污染治理效果不明显。尽管如此,河长制在这些地区对不同规制主体表现出更强的异质性特征,表明自发模仿地区的地方政府更倾向于将减排的负面成本控制有限范围内。

本文的研究为充分发挥地方环境政策创新的价值,促进地方环境政策创新的有效推广提供了新的经验证据与政策启示。

(1)自上而下的政策推广模式有助于复制地方政府成功的政策创新经验,在更大范围内取得良好的环境绩效。中央政府对政策工具的顶层设计和考核监督有助于增强地方政府的环境政策执行效果。当政策创新被上级政府认可、采纳和推广时,地方为寻求上级政府的认可,具有较强的政策执行意愿,政策的污染治理效果容易得到复制。这与中国地方环境政策创新的推广路径相一致。综观中国成功的地方环境政策创新和地方环境政策试点,大多采取了从地方到全国的“向上扩散”模式。例如,本文中河长制于 2016 年底被中央政府采纳并全面推广,应对气候变化领域的地方碳排放权交易试点向全国碳排放权交易体系过渡等。而在地方政府主动模仿的扩散模式下,即使一项创新的环境政策在原发地区或试点地区可以取得良好的减排效果,其成功也不必然被其他地区复制。此时

地方政府对牺牲经济的容忍度相对较弱,更倾向于仅在部分企业开展减排活动。

(2)中央政府和上级政府在政策推广的顶层设计时需统筹环境治理和经济发展,鼓励区域差异化的实施安排。长三角地区河长制的经验表明,不同地方政府的污染治理动机差异较大,并直接影响地方环境政策的实施绩效,有必要对处于不同发展阶段的地区提供差异化的政策设计选项。在经济较发达的地区,地方政府和公众对环境质量的要求较高,污染治理动机强,技术和资金也相对充足,同时经济发展对污染行业的依赖性较弱。因此,建议对经济较发达地区加强污染治理的结果考核力度。对经济相对欠发达地区,其经济增长与污染排放尚未脱钩,高污染、高排放的行业和企业也是地方经济增长的组成部分。此时,建议采取如下措施:①中央顶层设计时配套资金和技术转移政策,加强能力建设,助力高污染企业实现生产方式的转型;②为避免地方政府的粉饰行为,可同时在污染物排放、清洁技术利用、绿色生产效率等方面设置考核目标;③鼓励和支持地方政府在落实政策时适度探索因地制宜的实施措施。

(3)地方政府需将减排压力转换为污染治理能力。长三角地区河长制经验反映了在上级政府较强的环境绩效考核下,地方政府取得减排绩效的经济代价依然较大,没有实质性带来企业治污能力的提升和生产方式的转变。短期内地方政府可能通过牺牲经济取得一定的减排成绩,但从长期看不利于激发地方生态环境保护的积极性和主动性。因此,地方政府应切实加强治污配套设施建设、鼓励清洁技术创新与采纳、促进产业转型与升级,推进绿色发展。

本文以河长制政策在长三角地区的推广为例,对不同模式下环境政策扩散与实施的区域差异化效果进行了实证检验。在未来研究中,可以进一步对地方政府不同的环境治理动机、治理模式选择的原因进行定量分析,研究其对政策实施效果的影响。此外,本文的研究也可进一步拓展至其他试点政策和更大的地理范围。

[参考文献]

- [1]陈钊,陈乔伊. 中国企业能源利用效率:异质性、影响因素及政策含义[J]. 中国工业经济, 2019,(12):78-95.
- [2]范子英,田彬彬. 政企合谋与企业逃税:来自国税局长异地交流的证据[J]. 经济学(季刊), 2016,(4):1303-1328.
- [3]韩超,刘鑫颖,王海. 规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J]. 管理世界, 2016,(2):82-94.
- [4]金刚,沈坤荣. 地方官员晋升激励与河长制演进:基于官员年龄的视角[J]. 财贸经济, 2019,(4):20-34.
- [5]李智超. 政策试点推广的多重逻辑——基于我国智慧城市试点的分析[J]. 公共管理学报, 2019,(3):145-156.
- [6]龙小宁,万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. 中国工业经济, 2017,(6):155-174.
- [7]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [8]齐绍洲,林岫,崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018,(12):129-143.
- [9]沈坤荣,金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018,(5):92-115.
- [10]盛丹,张国峰. 两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J]. 管理世界, 2019,(2):24-42.
- [11]涂正革,谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应[J]. 经济研究, 2015,(7):160-173.
- [12]王班班,齐绍洲. 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证[J]. 中国工业经济, 2016,(6):91-108.
- [13]王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014,(3):44-56.
- [14]王洛忠,庞锐. 中国公共政策时空演进机理及扩散路径:以河长制的落地与变迁为例[J]. 中国行政管理, 2018,

- (5):63-69.
- [15]王岭,刘相锋,熊艳. 中央环保督察与空气污染治理——基于地级城市微观面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济, 2019,(10):5-22.
- [16]王书明,蔡萌萌. 基于新制度经济学视角的“河长制”评析[J]. 中国人口·资源与环境, 2011,(9):8-13.
- [17]王玉庆. 中国环境保护政策的历史变迁——4月27日在生态环境部环境与经济政策研究中心第五期“中国环境战略与政策大讲堂”上的演讲[J]. 环境与可持续发展, 2018,(4):5-9.
- [18]吴怡频,陆简. 政策试点的结果差异研究——基于2000年至2012年中央推动型试点的实证分析[J]. 公共管理学报, 2018,(1):58-70.
- [19]张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016,(7):74-90.
- [20]张可,汪东芳,周海燕. 地区间环保投入与污染排放的内生策略互动[J]. 中国工业经济, 2016,(2):68-82.
- [21]朱旭峰,赵慧. 政府间关系视角下的社会政策扩散——以城市低保制度为例(1993—1999)[J]. 中国社会科学, 2016,(8):95-116.
- [22]Cai, H., Y. Chen, and Q. Gong. Polluting thy Neighbor: Unintended Consequences of China's Pollution Reduction Mandates[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2016,(76):86-104.
- [23]Chen, Z., M. K. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang. The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018,(88):468-485.
- [24]Chien, S. S., and L. H. Dong. River Leaders in China: Party-state Hierarchy and Transboundary Governance[J]. *Political Geography*, 2018, (62): 58-67.
- [25]Dai, L. *Politics and Governance in Water Pollution Prevention in China*[M]. Cham: Palgrave Pivot, 2019.
- [26]Kahn, M. E., P. Li, and D. Zhao. Water Pollution Progress at Borders: The Role of Changes in China's Political Promotion Incentives[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015,7(4):223-242.
- [27]Li, J., X. Shi, H. Wu, and L. Liu. Trade-off between Economic Development and Environmental Governance in China: An Analysis Based on the Effect of River Chief System [J]. *China Economic Review*, 2020,(60): 101403.
- [28]Liu, M., R. Shadbegian, and B. Zhang. Does Environmental Regulation Affect Labor Demand in China? Evidence from the Textile Printing and Dyeing Industry[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017,(86):277-294.
- [29]Markusen, J., E. Morey, and N. Olewiler. Noncooperative Equilibria in Regional Environmental Policies When Plant Locations Are Endogenous[J]. *Journal of Public Economy*, 1995,(56):55-77.
- [30]Millimet, D. L. *Environmental Federalism: A Survey of the Empirical Literature* [R]. IZA Discussion Papers, Institute for the Study of Labor (IZA), 2013.
- [31]Oates, W. E. An Essay on Fiscal Federalism[J]. *Journal of Economic Literature*, 1999,37(3):1120-1149.
- [32]She, Y., Y. Liu, L. Jiang, and H. Yuan. Is China's River Chief Policy Effective? Evidence from a Quasi-natural Experiment in the Yangtze River Economic Belt, China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019,(220): 919-930.
- [33]Shipan, C. R., and C. Volden. Policy Diffusion: Seven Lessons for Scholars and Practitioners [J]. *Public Administration Review*, 2012,72(6):788-796.
- [34]van't Veld, K., and J. F. Shogren. Environmental Federalism and Environmental Liability [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2012,63(1):105-119.
- [35]Wang, C., J. Wu, and B. Zhang. Environmental Regulation, Emissions and Productivity: Evidence from Chinese COD-emitting Manufacturers[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018,(92):54-73.

- [36]Wang, H., N. Mamingi, B. Laplante, and S. Dasgupta. Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2003,(24):245–262.
- [37]Zhang, B., X. Chen, and H. Guo. Does Central Supervision Enhance Local Environmental Enforcement? Quasi-Experimental Evidence from China[J]. *Journal of Public Economics*, 2018,(164):70–90.
- [38]Zheng, S., M. Kahn, W. Sun, and D. Luo. Incentives for China’s Urban Mayors to Mitigate Pollution Externalities: The Role of the Central Government and Public Environmentalism[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2014,(47):61–71.
- [39]Zhu, X. Mandate Versus Championship: Vertical Government Intervention and Diffusion of Innovation in Public Services in Authoritarian China[J]. *Public Management Review*, 2014,(16):117–139.

The Diffusion Models and Effects of the Local Environmental Policy Innovation —A Micro-econometric Evidence from the Diffusion of River Chief Policy

WANG Ban-ban¹, MO Qiong-hui¹, QIAN Hao-qi^{2,3}

(1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China;

2. Institute for Global Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3. LSE-Fudan Research Centre for Global Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China)

Abstract: Local environmental policy innovation can provide important experiments and cases for enriching national environmental policy toolbox. However, under the dual pressures of economic development and environmental governance, an innovative local environmental policy may have differentiated policy effects in regions. Therefore, in order to effectively promote the local environmental policy innovation, it is necessary to empirically evaluate the following three issues: reproducibility of environmental policy effects, differentiated policy features among diffusion models, and variation in regulated entities under each model. To address the above issues, this paper utilizes a special case: different diffusion models of the China’s River Chief Policy (RCP). Applying firm-level pollution and economic data, this paper uses the Difference-in-difference (DID) approach to identify policy effects. The main results are as follows. ①During the policy diffusion process, the policy effect of RCP was successfully replicated under the bottom-up diffusion path, which is led by the higher government; while insignificant in the parallel diffusion regions, where the policy was actively imitated by other local governments. ②In the initiated region and the bottom-up diffusion regions, RCP reduced COD emissions mainly through sacrificing the output of firms, rather than enhancing their waste water treatment capacities. However, in the parallel diffusion regions, RCP could neither reduce the firms’ output, nor cut the COD emissions. ③RCP in the parallel diffusion regions showed heterogenous effects among regulated entities. It had effectively reduced COD emissions among large firms but exerted relatively weaker regulation on emissions-intensive sectors. It also increased outputs in sectors with intensive emissions to compensate the economic loss from other entities.

Key Words: local environment governance; policy diffusion; River Chief Policy; China enterprises environmental statistic database

JEL Classification: H77 L51 Q53

[责任编辑:许明]